



# Monetary information arrivals and intraday exchange rate volatility: a comparison of the GARCH and the EGARCH models

Darmoul Mokhtar, Nizar Harrathi

## ► To cite this version:

Darmoul Mokhtar, Nizar Harrathi. Monetary information arrivals and intraday exchange rate volatility: a comparison of the GARCH and the EGARCH models. 2007. halshs-00174996

**HAL Id: halshs-00174996**

**<https://shs.hal.science/halshs-00174996>**

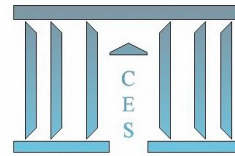
Submitted on 26 Sep 2007

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons Attribution| 4.0 International License



**Monetary information arrivals and intraday exchange rate  
volatility : a comparison of the GARCH and the EGARCH  
models**

Darmoul MOKHTAR, Nizar HARRATHI

**2007.35**

# Monetary information arrivals and intraday exchange rate volatility : A comparison of the GARCH and the EGARCH models

---

Darmoul Mokhtar\*  
Nizar Harrathi\*

## Abstract

*In this article, we examine the intradaily Euro-dollar exchange rate volatility persistence result from the dissymmetric impact of monetary policy signals stemming from the ECB Council and the FOMC . A model is constructed by extending the AR(1)-GARCH (1,1) to an exponential process EGARCH (1,1), using high-frequency data ( five minutes frequency ) which integrates a polynomials structure depending on signal variables, starting from the deseasonalized exchange rate returns series. It is found that, unlike the equity market, the best volatility predictions are derived from the EGARCH(1,1) process.*

## **L'ANNONCE DE L'INFORMATION MONETAIRE ET LA VOLATILITE INTRA-JOURNALIERE DU TAUX DE CHANGE : UNE COMPARAISON DES MODELES GARCH ET EGARCH.**

*Dans cet article, nous examinons la persistance de la volatilité intrajournalière du taux de change euro-dollar résultant de l'impact dissymétrique des signaux de politique monétaire issus des réunions du Conseil de la BCE et du FOMC. Pour ce faire, et à partir de la série désaisonnalisée de rendements du taux de change utilisant des données à haute fréquence (fréquence de cinq minutes), nous développons le modèle AR(1)-GARCH (1.1) en un processus exponentiel EGARCH (1.1) qui incorpore une structure polynomiale, elle même fonction des variables de signal. Les résultats montrent que, malgré l'efficience des marchés, les meilleures prévisions de volatilité sont dérivées du processus EGARCH(1,1).*

Mots clefs : Taux de change, interventions officielles, Politique monétaire, GARCH models.  
Classification JEL : C22, E52, F31, G15

---

\* Doctorant à l'université Paris 1 la Sorbonne ( TEAM )

\* LEGI - Ecole Polytechnique de Tunis.

## ***1. Introduction :***

Le rôle de la politique monétaire, notamment son effet sur la dynamique et la volatilité des taux de change, représente un thème central dans la finance empirique internationale. Il est communément admis que la politique monétaire constitue un facteur important dans la détermination du taux de change qui représente le prix relatif de deux monnaies. Ainsi, l'intervention sur le marché monétaire est un moyen pour les banques centrales d'envoyer des signaux d'information liés aux positions courante et future de la politique monétaire, amenant les agents à réviser leurs anticipations et le montant de monnaie qu'ils souhaitent détenir ( Dominguez et Frankel [1993] ). Cet effet, habituellement appelé effet de signalisation, devrait entraîner des mouvements au niveau du taux de change et de sa volatilité, traduisant ainsi la relation extrêmement étroite qui existe entre les politiques monétaires et le taux de change.

Plusieurs études ont été effectuées dans le but d'analyser l'efficacité des interventions des banques centrales comme instruments de politique monétaire, et leur impact sur la persistance de court terme de la volatilité des taux de change. Leur objectif était de déterminer si les mouvements des taux d'intérêt mènent à une atténuation des tensions du marché des changes. La plupart de ces études ont montré que les annonces de politique monétaire ont une influence significative sur le comportement à haute fréquence de la volatilité ( Bagliano et Favero [1999]; Boubel, Laurent et Lecourt [2001] ).

Dans la littérature empirique existante, deux approches sont généralement adoptées pour analyser l'effet de ces interventions sur la volatilité des taux de change.

La première approche se fonde sur la réaction du taux de change, d'une part aux modifications de l'offre de monnaie sur le marché FOREX qui est considérée comme instrument additionnel de politique économique et pouvant être indépendante ou liée aux politiques monétaires ( Frankel et Rose [1995]; Boubel, Dauchy et Lecourt [2001]; Beine, Laurent et Palm [2003]; Lecourt et Raymond [2003] ), et d'autre part aux rumeurs du marché de change et aux interventions coordonnées des banques centrales ( Beine, Bénassy-Quéré, Dauchy et MacDonald [2002]. En effet, les banques centrales définissent habituellement leur cible en termes de taux du marché monétaire grâce au niveau de certains taux d'intérêt ( taux d'intérêt de la facilité de prêt marginal, taux d'intérêt de la facilité de dépôt,... ). Ainsi, les innovations sur les taux d'intérêt « clefs » peuvent se révéler une meilleure mesure des chocs de politique monétaire que les innovations sur l'offre de monnaie ou les rumeurs.

La deuxième approche d'études, quand à elle, essaye d'identifier les chocs structuraux de politique monétaire. Elle est basée sur la mesure, à posteriori, de la volatilité des taux de change qui ressort des modèles économétriques GARCH, FIGARCH,...etc. Les résultats principaux apparaissant dans cette littérature soulignent généralement une augmentation significative de la volatilité induite par les signaux de politique monétaire, mais en utilisant des données de change mensuelles ou quotidiennes et en supposant que les taux d'intérêt ont une forte influence sur les taux de change. Eichenbaum et Evans [1995] trouvent que les augmentations des taux fédéraux génèrent une appréciation significative et prononcée du dollar. Ainsi, Faust et Rogers [2002] confirment la liaison étroite entre les politiques monétaires étrangères et les variations des taux de change à travers la persistance de leurs chocs. En analysant les structures des interventions, il apparaît que les modèles utilisés dans ces travaux ne tiennent pas compte de l'asymétrie existante issue de la différence des impacts des différentes variables de signal ( Andersen, Bollerslev, Diebold, Vega [2002]).

Cependant, jusqu'à présent, les études existantes se sont limitées à l'utilisation d'un taux de change synthétique de l'euro face au dollar, qui est un taux pondéré par rapport au poids de chacune des différentes monnaies européennes dans l'économie de l'ancien système SME. Les résultats obtenus peuvent ainsi conduire à une mesure peu fiable de la volatilité en terme de niveau et, par conséquent, mal refléter la réalité économique de l'union européenne.

De ce fait, l'objectif de notre étude est d'analyser l'impact des signaux des politiques monétaires « annonces officielles » européenne et américaine relatives aux taux d'intérêt directeurs sur la volatilité intrajournalière ( fréquence à cinq minutes ) du taux de change euro-dollar, pour toute la période allant du 1<sup>er</sup> novembre 2001 au 31 octobre 2004.

Pour réaliser notre objectif, nous estimons, sur la série désaisonnalisée de rendements du taux de change, un modèle AR(1)-GARCH(1,1) et, en tenant compte de l'asymétrie, un modèle AR(1)-EGARCH(1,1) ; étant précisé que les deux modèles incorporent une structure polynomiale, elle-même fonction des variables de signal de politique monétaire issu de la Banque centrale européenne (Bce) et de la Réserve fédérale américaine (Fed). La persistance de ces signaux est ensuite testée.

Pour ce faire, nous décrivons dans la 2<sup>ème</sup> section de cet article les signaux de politique monétaire de la Bce et de la Fed. La 3<sup>ème</sup> section traite de l'impact de ces signaux sur la volatilité conditionnelle du taux de change euro-dollar, tout en définissant la série désaisonnalisée de taux de change, les signaux retenus et les techniques utilisées. Les sections 4, 5 et 6 sont consacrées aux résultats d'estimation du modèle et les conclusions qui en sont dégagées.

## **2. Les signaux de politique monétaire de la Bce et de la Fed :**

L'objet de cette étude est d'analyser l'impact des signaux de politique monétaire européenne et américaine sur la volatilité intrajournalière ( fréquence à cinq minutes ) du taux de change euro-dollar. L'intérêt de l'étude porte donc sur les interventions officielles relatives aux changements des politiques monétaires de la Bce et de la Fed expliquées par les ajustements des taux d'intérêt cible ( Target ). En effet, la position de la politique monétaire peut être définie par le niveau de la cible ( Moschitz [2004] ). Or, de telles cibles ne sont pas toujours annoncées, et la position de la politique monétaire doit être déduite d'une série d'actions de la banque centrale, comprenant les déclarations officielles et l'activité du marché à travers les opérations d'*Open Market*. Bien évidemment, toutes les actions de la banque centrale n'ont pas d'implications politiques. Ainsi, certaines actions peuvent ne pas être informatives en termes de politique monétaire. Une action de la banque centrale qui transmet de l'information vers le marché Forex en ce qui concerne les positions actuelle et future de la politique monétaire, c'est à dire les annonces officielles des banques centrales relatives aux changements des taux d'intérêts cibles, sera qualifiée de « signal politique ».

Il sera décrit, en premier temps, les signaux issus de la banque centrale européenne et de la réserve fédérale américaine. Par la suite, il sera analysé l'effet attendu de ces signaux sur la volatilité du taux de change.

La variable clef dans la gestion quotidienne de la politique monétaire européenne est le taux du marché monétaire au jour le jour ( overnight interest rate ou EONIA ), que la Bce influence directement en contrôlant une série de taux d'intérêt directeurs. Ce taux du marché monétaire au jour le jour est conservé à l'intérieur d'une bande ; le plafond étant déterminé par le taux d'intérêt de la facilité de prêt marginal et le plancher par le taux d'intérêt de la facilité de dépôt. Ce taux de marché monétaire atteint rarement chacune des limites de la bande, puisqu'il tend à suivre le taux de soumission minimale appliqué aux opérations principales de refinancement ( bid rate ), qui représente le taux de fonctionnement clef de la Bce. Habituellement, les opérations de refinancement hebdomadaires suffisent pour conserver le taux de marché dans la direction souhaitée par la Bce. En revanche, si les taux menacent de diverger de manière importante de cette direction, la Bce peut utiliser d'autres procédures pour un réglage fin de liquidité.

Ainsi, la hiérarchie des taux de la Bce peut être décrite comme suit : le taux de soumission minimale appliqué aux opérations principales de refinancement est déterminé par la position de la politique monétaire européenne, sachant qu'il est soutenu par le taux de la facilité de prêt marginal et le taux de la facilité de dépôt ainsi que par l'utilisation occasionnelle d'instruments pour le réglage fin.

Les décisions de politique monétaire sont prises par le Conseil des gouverneurs de la Bce. Ainsi, les principaux signaux politiques réguliers de la Bce sont l'annonce du résultat des réunions du Conseil des gouverneurs qui, en principe, se tiennent à Francfort<sup>1</sup> les jeudis de la première et de la troisième semaine de chaque mois à 14 h 30, heure locale ( 13 h 30 GMT, heure d'hiver et 12 h 30 GMT, heure d'été ). L'évaluation de l'orientation de la politique monétaire de la Bce est effectuée lors de la première réunion du mois. Par conséquent, les décisions relatives aux taux d'intérêt sont normalement prises pendant cette réunion. Lors de la seconde réunion du mois, le Conseil des gouverneurs traite les questions portant sur les autres missions et responsabilités de la Bce et de l'Eurosystème. Bien entendu, si les circonstances l'exigent, le Conseil des gouverneurs peut décider à tout moment de modifier les taux d'intérêt directeurs de la Bce, sans tenir compte du calendrier des réunions établi à l'avance. Toutefois, des exceptions à cette règle sont prévues pour tenir compte de certains congés particuliers<sup>2</sup>. Le président de la Bce commente, lors d'une conférence de presse, les décisions de politique monétaire prises après la première réunion du Conseil de chaque mois.

La variable clef de la politique monétaire américaine est le taux des fonds fédéraux que la Fed influence à travers des opérations *d'open market*. Ce sont les achats et les ventes directs de titres du gouvernement américain qui déterminent le taux des fonds fédéraux. La cible officielle de la politique monétaire américaine est le niveau des réserves empruntées, mais le taux des fonds fédéraux est perçu comme l'indicateur le plus utile de la position de la politique monétaire américaine. Le taux d'escompte est aussi un taux d'intérêt clef, même si son importance a diminué au cours du temps. La Réserve fédérale contrôle les trois instruments de politique monétaire, à savoir les opérations *d'open market*, le taux d'escompte et les besoins de réserves. Le Board Governors du système de la Fed est responsable des décisions concernant le taux d'escompte et les besoins en réserves. Le Federal Open Market Committee est responsable des opérations *d'open market*. La politique monétaire de la Réserve

- 
1. Conformément à l'usage établi, des réunions se sont déroulées en dehors de Francfort : 8 novembre 2001, 6 décembre 2001, 7 février 2002 à Maastricht, 4 juillet 2002 au Luxembourg, 3 avril 2003 à Rome, 2 octobre 2003 à Lisbonne, 6 mai 2004 à Helsinki, 7 octobre 2004 à Bruxelles sous les auspices de la Nederlandsche Bank, la Banque centrale de Luxembourg, la Banca d'Italia, du Banco de Portugal, la Suomen Pankki/Finlands Bank et la Banque Nationale de Belgique.
  2. Par ailleurs, au cours de la période d'étude, la politique monétaire a fait l'objet d'une discussion au cours de la réunion du 31 juillet 2003 et non pas lors de la réunion du début août 2003.

fédérale est décidée lors des réunions du Federal Open Market Committee ( FOMC ) qui se réunit huit fois par an<sup>1</sup>. Si aucun changement n'est décidé à la réunion, le FOMC annonce seulement quand la réunion s'est terminée et qu'il n'y a pas d'informations supplémentaires. Un changement dans la politique monétaire incluant des modifications entre les réunions est annoncé le jour même de la décision du changement. Des conférences de presse se tiennent après chaque réunion du FOMC à 14 h 00, heure locale ( 20 h 00 GMT, heure d'hiver et 19 h 00 GMT, heure d'été ). La déclaration informe sur la variation décidée du taux d'escompte et du degré de pression des réserves ainsi que les implications pour le taux des fonds fédéraux. Le compte rendu des déclarations est publié trois semaines après la date de la décision politique. Les opérations *d'open market* de la Fed, qui ont lieu tous les jours autour de 11 h 30, constituent également des signaux politiques pouvant être utilisés par la Fed. La plupart des opérations comprennent des achats ou des ventes temporaires de titres du gouvernement. L'information concernant la politique monétaire serait transmise au marché lorsque les opérations *d'open market* sont menées en contradiction avec le taux du marché monétaire.

### ***3. L'impact des signaux de politique monétaire sur la volatilité des taux de change :***

Nous supposons dans ce travail que le marché est totalement efficient. De ce fait, les prix des actifs devraient refléter toute l'information disponible, et les variations de taux de change sont fortement influencées par l'arrivée d'une nouvelle information sur le marché FOREX. Ceci suppose, toutefois, que celle-ci n'a pas été anticipée, sinon elle serait déjà intégrée dans le taux de change. Nous appelons dans ce qui suit *news* « signal politique » cette nouvelle information officielle non anticipée d'évolution des taux d'intérêt cibles sur le marché monétaire, laquelle information se transmet au marché Forex à travers les taux de change. Si la politique monétaire est un déterminant important du taux de change, les *news* de politique monétaire doivent avoir un impact significatif sur le niveau du taux de change.

---

1. Au cours de la période d'étude, les différentes réunions du FOMC se tiennent au niveau du bureau du Board Governors du système de la Fed à Washington et ont eu lieu les 6 novembre 2001, 11 décembre 2001, 30 janvier 2002, 19 mars 2002, 7 mai 2002, 26 juin 2002, 13 août 2002, 24 septembre 2002, 6 novembre 2002, 10 décembre 2002, 29 janvier 2003, 18 mars 2003, 6 mai 2003, 25 juin 2003, 12 août 2003, 16 septembre 2003, 28 octobre 2003, 9 décembre 2003, 28 janvier 2004, 16 mars 2004, 4 mai 2004, 30 juin 2004, 1 août 2004, 21 septembre 2004.



Dans la partie empirique qui suit, nous utilisons les lignes de *news* apparaissant sur les écrans Reuters des opérateurs du marché Forex<sup>1</sup>. Ne disposant pas de données d'enquêtes, nous ne pouvons pas distinguer la partie anticipée de la partie non anticipée du signal.

D'après les principaux modèles structurels de détermination du taux de change, une augmentation des taux d'intérêt causera une appréciation de la monnaie domestique. Le signe attendu des coefficients associés à un signal de politique monétaire est, par conséquent, positif pour les signaux de la Fed et négatif pour les signaux de la Bce. En supposant que le taux de change est coté à l'incertain ( par rapport à l'Europe ), un rendement positif correspond à une appréciation du dollar ( ou une dépréciation de l'euro ).

Un signal politique, qui a été « parfaitement » anticipé par les agents, n'affecte pas le niveau du taux de change. En revanche, il peut avoir un impact sur la volatilité du taux de change. En se référant à la théorie du signal introduite par Mussa [1981] et utilisée par Dominguez et Frankel [1993ab], Dominguez [1998, 2003], qui repose sur l'hypothèse d'asymétrie de l'information ( les autorités monétaires possèdent une information quant à la politique monétaire future supérieure à celle détenue par le marché ), l'effet des signaux de politique monétaire envoyés par les banques centrales ( au moyen de l'intervention ou de réunions telles que celles décrites précédemment ) sur la volatilité va dépendre de la manière dont les agents perçoivent ces signaux. Si ces signaux sont jugés parfaitement crédibles et non ambigus, ils devraient soit ne pas influencer la variance conditionnelle du taux de change soit réduire la volatilité. Par contre, si ces signaux sont perçus par le marché peu crédibles ou confus, ils devraient accroître l'incertitude et par là même la volatilité, et leur impact serait plus ou moins important selon la précision de l'information révélée par le signal.

Dans l'étude empirique qui suit, nous distinguons deux catégories de signaux issus des réunions officielles des deux banques centrales, ceux révélant des variations des taux d'intérêt et ceux reportant des taux d'intérêt inchangés. Normalement, il sera attendu à ce que l'effet sur la volatilité des signaux annonçant une variation des taux d'intérêt soit plus élevé que celui des signaux n'annonçant pas de variation<sup>2</sup>.

---

1. Nous remercions l'agence Reuters Tunis pour sa collaboration dans la collecte de la base de données « news » relatives aux annonces officielles de la Bce et de la Fed.

2. La variation des taux annoncée peut provoquer une révision totale des anticipations des opérateurs, par contre un signal ne mentionnant pas de variation des taux d'intérêt peut rendre la révision partielle.

### 3.1 Description des données :

Les données de taux de change euro-dollar sont constituées de toutes les cotations qui sont apparues sur le réseau interbancaire Reuters durant la période allant du 1<sup>er</sup> novembre 2001 au 31 octobre 2004. Nous disposons également des rapports de *news* du Reuters sur la même période. L'ensemble de ces données a été collecté et fourni par Olsen et Associates ( O & A ). Nous utilisons dans ce travail le meilleur prix moyen ( Best Mid ) entre le prix de l'offre ( Best Bid ) et le prix de la demande ( Best Ask ). Nous définissons aussi les rendements à cinq minutes d'intervalle,  $R_{t,n}$ , comme la variation du logarithme du prix ( $p_{t,n}$ ) en pourcentage :

$$R_{t,n} = 100 \times [\ln (p_{t,n}) - \ln (p_{t-1})],$$

avec  $t = 1, 2, \dots, T$  et  $n = 1, 2, \dots, N$ .  $T$  correspond au nombre total de jours dans l'échantillon étudié ( $T = 782$ ) et  $N$  au nombre d'intervalles de cinq minutes dans une journée ( $N = 288$ ), soit au total 225216 observations. Pour réduire l'influence de la tendance lente d'échanges au cours du weekend, nous utilisons la méthode d'ajustement d'Andersen et Bollerslev [1997] en éliminant les rendements du vendredi 22 :00 GMT jusqu'à dimanche 22 :00 GMT tout au long de la série de l'échantillon<sup>1</sup>. Pour maintenir un nombre de rendements fixe au cours d'une semaine, nous n'enlevons aucune observation due à des vacances spécifiques d'un pays dans le monde entier, tout en contrôlant explicitement leur impact dans notre analyse. La saisonnalité par rapport à l'effet jour et l'effet semaine a été éliminée avant l'estimation des modèles, ce qui conduit à utiliser dans ce qui suit la série des rendements désaisonnalisée<sup>2</sup>.

### 3.2 Les signaux retenus : Effet d'annonce :

Les publications officielles des deux banques centrales ( *European Central Bank Report*, *Communiqué de presse de la Banque Centrale Européenne* et *Federal Reserve Bulletin* ) fournissent l'information de base concernant le type de signaux et leur date habituelle<sup>3</sup>. Nous disposons de la série des données complète des lignes de *news* qui apparaissent sur les écrans Reuters.

---

1. Pour plus de détails analytiques sur cette définition des « weekends », voir Bollerslev et Domowitz [1993].

2. Nous avons utilisé dans ce travail la méthode développée par Taylor et Xu [ 1995 ] et appliquée par Martens, Chang et Taylor [ 2002 ] : pour obtenir les rendements désaisonnalisés, chaque rendement brut est divisé par un multiplicateur saisonnier.

3. Aussi l'heure exacte.

Les informations provenant du Reuters sont disponibles pour l'ensemble des participants du marché. Les opérateurs du marché des changes se basent bien évidemment sur d'autres sources d'informations, dont certaines ne sont pas connues, mais clairement les *news* du Reuters fournissent une information complémentaire, voire supérieure aux informations des périodiques ( les imprimés ). Les lignes de *news*, comme les cotations de change, sont associées à des dates et à des heures GMT à la seconde près. Il est raisonnable de supposer que l'heure de l'annonce du signal sur les écrans Reuters correspond à l'heure où l'information a atteint le marché des changes. Différentes catégories d'informations peuvent ainsi être extraites des lignes de *news* en utilisant des mots clefs. A partir de ces lignes de *news*, nous avons créé des *dummies*, des variables binaires qui valent 1, 2, 3, 4 ( selon le type du signal ) lorsqu'un signal est reporté sur les écrans Reuters et 0 sinon.

Le tableau 1 fournit la liste des variables du signal créées ainsi que le nombre de signaux composant chaque variable.

**Tableau 1 : Les signaux de politique monétaire**

Signaux	Nombre de signaux
<b>BCE</b>	
<i>bce-rv</i>	4
<i>bce-rnv</i>	32
<b>FED</b>	
<i>fed-rnv</i>	15
<i>fed-rv</i>	8

Nous introduisons différentes variables de signal, à savoir :

- la variable de signal *bce-rv* révélatrice du résultat de la réunion du Conseil des gouverneurs, c'est à dire l'information lancée aux opérateurs du marché des changes sur les décisions de la Bce annonçant des variations concernant les taux d'intérêt directeurs ( le taux de soumission minimal appliqué aux opérations principales de refinancement ainsi que les taux d'intérêt de la facilité de prêt marginal et de la facilité de dépôt );
- la variable *bce-rnv* donnant des informations sur la politique de maintien de ces taux à des niveaux fixes;

- la variable de signal  $fed-rv$  informant le marché des décisions prises par le FOMC concernant l'orientation de la politique monétaire américaine et révélant une variation au niveau du taux des fonds fédéraux de la Fed;
- enfin, la variable  $fed-rnv$  renseignant le marché sur la stabilité de la politique monétaire américaine, c'est à dire ne révélant pas de variation de ce taux d'intérêt.

### 3.3 Persistance de court terme des signaux :

Pour examiner l'effet de persistance des signaux sur la volatilité du taux de change, il aurait pu être possible d'utiliser une matrice avec une spécification simple consistant à introduire dans l'équation de la volatilité des variables binaires prenant la valeur 1 au moment du signal et 0 sinon pour chaque signal. Etant donné le nombre relativement limité de chaque type de signaux ( voir le tableau 1 ), il est très difficile d'étudier la persistance de l'effet de ces derniers sur la volatilité en introduisant des variables muettes retardées.

Pour cette raison, contrairement à Andersen et Bollerslev [1998], nous proposons d'approcher la structure de persistance du  $k^{ième}$  signal au moyen du polynôme d'ordre  $s^1$ , en intégrant dans ce polynôme une matrice de variables indicatrices, des *dummies*, correspondant à chaque type de signal ( pour des données à cinq minutes, un horizon de persistance d'une heure nécessiterait l'estimation de 13 coefficients, c'est à dire  $h = 12$  ).

$$\omega_k(i) = \sum_{j=0}^{s-1} \omega_{j,k} \left[ 1 - \left( \frac{i}{h} \right)^{s-j} \right] i^j, \quad (1)$$

avec  $i = 0, 1, \dots, h$ . Par conséquent, l'équation ( 1 ) s'écrit :

$$\omega_k(i) = \omega_{0,k}(0) \left[ 1 - \left( \frac{i}{h} \right)^3 \right] + \omega_{1,k}(1) \left[ 1 - \left( \frac{i}{h} \right)^2 \right] i + \omega_{2,k}(2) \left[ 1 - \left( \frac{i}{h} \right) \right] i^2. \quad (2)$$

---

1. Andersen et Bollerslev [1998] imposent toutefois la même structure décroissante à chaque signal à travers l'utilisation de la Forme Flexible de Fourier incorporant la désaisonnalité, ce qui nous semble trop restrictif.

Chaque  $\omega_k(i)$  correspond à l'impact du  $k^{ième}$  signal à l'horizon  $i$  et se développe en fonction de l'effet instantané  $\omega_{0,k}(0)$ <sup>1</sup>. La structure de réponse suivant chacun des signaux, qui a été choisie, est approximée par un polynôme d'ordre trois restreint à atteindre zéro à la fin de l'horizon de réponse d'une heure.

#### 4. Effet ARCH : Spécification des modèles et résultats d'estimation :

L'objectif dans cette section est de comparer deux modèles d'estimation de la volatilité conditionnelle du taux de change euro-dollar, à savoir les modèles AR(1)-GARCH(1,1), et AR(1)-EGARCH(1,1), incorporant tous les deux la structure polynomiale (1) dans l'équation de la variance conditionnelle, et ce afin de vérifier la meilleure estimation de la persistance des chocs. Pour cela, nous essayons de démontrer que la prise en compte de l'effet d'asymétrie entre l'impact des signaux de la Bce et ceux de la Fed améliore nettement les résultats des coefficients estimés malgré le nombre réduit de ces chocs. Le modèle AR(1)-GARCH(1,1) prend la forme suivante :

$$\tilde{R}_{t,n} = \lambda + \rho_1 \tilde{R}_{t,n-1} + \varepsilon_{t,n} \quad (3)$$

$$\varepsilon_{t,n} / \sqrt{h_{t,n}} \sim i.i.d N(0,1) \quad (4)$$

$$h_{t,n} = \eta + \sum_{k=1}^K \sum_{i=0}^h \omega_k(i) I_k(t, n-i) + \alpha_1 \varepsilon_{t,n-1}^2 + \beta_1 h_{t,n-1} \quad (5)$$

Où  $\tilde{R}_{t,n}$  est la série de rendement de taux de change filtrée,  $h_{t,n}$  la variance conditionnelle,  $I_k(t, n-i)$  un indicateur d'occurrence matriciel des *dummies* du  $k^{ième}$  signal durant le  $n^{ième}$  intervalle du jour  $t^2$  et  $N(0,1)$  la distribution normale centrée et réduite des termes d'erreur  $\varepsilon_{t,n}$  de la variance conditionnelle.

---

1. Par construction, l'impact est nul pour un retard  $h+1$ .

2. En se référant à la formule originale de Chang et Taylor [1998].

Les résultats d'estimation du modèle AR(1)-GARCH(1,1) sur la série pré-filtrée sont reportés dans le tableau 2.

Nelson [1990 et 1991] montre que le modèle EGARCH(1,1) est une alternative plus attractive pour l'approximation discrète AR(1) en tenant compte de l'asymétrie des chocs. Notre modèle prend une spécification simple par rapport à la saisonnalité de la série des rendements. Nous utilisons une série pré-filtrée, et de ce fait nous éliminons la partie de filtrage intégrée dans la *Forme Flexible de Fourier* dans le modèle EGARCH(1,1) standard. Ainsi, il prend la forme suivante :

$$\tilde{R}_{t,n} = \lambda + \rho_1 \tilde{R}_{t,n-1} + \varepsilon_{t,n} \quad (6)$$

$$\varepsilon_{t,n} / \sqrt{h_{t,n}} \sim i.i.d N(0,1) \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \text{Log} h_{t,n} = & \eta + \sum_{k=1}^K \sum_{i=0}^h \omega_k(i) I_k(t, n-i) + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t,n-1}}{\sqrt{h_{t,n-1}}} \right| \\ & + \alpha_2 \left( \frac{\varepsilon_{t,n-1}}{\sqrt{h_{t,n-1}}} \right) \\ & + \beta_1 \text{Log} h_{t,n-1} \end{aligned} \quad (8)$$

Où  $\alpha_1$  et  $\alpha_2$  désignent l'asymétrie négative et positive du modèle EGARCH(1,1) et distinguant l'impact relatif aux différents signaux de la Bce et de la Fed.

Les résultats d'estimation du modèle AR(1)-EGARCH(1,1) sur la série pré-filtrée sont reportés dans le tableau 3.

**Tableau 2 : Résultats d'estimation du modèle AR(1)-GARCH(1,1)**

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic
$\lambda$	0.000190	9.34E-05	2.031169
$\rho_1$	-0.085913	0.002601	-33.03112
$\eta$	0.000936	1.12E-05	83.89095
$\alpha_1$	0.137361	0.001444	95.11123
$\beta_1$	0.276177	0.006002	46.01173
$\omega_{0,bce-rmv}$	-0.245293	0.032072	-7.648153
$\omega_{0,bce-rv}$	-0.206564	0.070613	-2.925306
$\omega_{0,fed-rmv}$	-0.247772	0.045790	-5.411062
$\omega_{0,fed-rv}$	-0.248287	0.062238	-3.989342
$\omega_{1,bce-rmv}$	-18.51631	0.041542	-3.097082
$\omega_{1,bce-rv}$	-17.40168	0.116400	-1.038792
$\omega_{1,fed-rmv}$	-17.65540	0.059036	-2.078030
$\omega_{1,fed-rv}$	-17.26582	0.080301	-1.494008
$\omega_{2,bce-rmv}$	24.33580	0.042615	-3.149437
$\omega_{2,bce-rv}$	26.08883	0.130048	-1.106362
$\omega_{2,fed-rmv}$	22.75429	0.059926	-2.094067
$\omega_{2,fed-rv}$	21.97007	0.080820	-1.499191
$\omega_{3,bce-rmv}$	95.09263	0.038882	-2.989164
$\omega_{3,bce-rv}$	94.38326	0.113850	-1.013239
$\omega_{3,fed-rmv}$	85.80057	0.053312	-1.967061
$\omega_{3,fed-rv}$	83.81642	0.072495	-1.413086
Akaike info criterion	-4.8943	Log likelihood	551147.9
Schwarz criterion	-4.8933	Number of Coefs.	21

\* Note : Coefficients significatifs à 1%

**Tableau 3 : Résultats d'estimation du modèle  $AR(1)$ -EGARCH(1,1)**

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic
$\lambda$	0.000900	9.09E-05	9.906978
$\rho_1$	-0.064429	0.001731	-37.22214
$\eta$	-6.095518	0.021066	-289.3562
$\alpha_1$	0.085183	0.003370	25.27596
$\alpha_2$	0.008380	8.91E-05	94.02886
$\beta_1$	0.007128	7.81E-05	91.23729
$\omega_0$ , bce-rnv	0.222456	0.056111	3.964546
$\omega_0$ , bce-rv	0.100401	0.046833	2.143811
$\omega_0$ , fed-rnv	0.102973	0.010275	10.02181
$\omega_0$ , fed-rv	-1.368708	0.012577	8.050824
$\omega_1$ , bce-rnv	35.65837	0.085771	2.888741
$\omega_1$ , bce-rv	6.57958	0.666678	0.068576
$\omega_1$ , fed-rnv	31.39023	0.242870	0.898068
$\omega_1$ , fed-rv	81.00378	0.229758	2.449753
$\omega_2$ , bce-rnv	-53.38021	0.062515	4.709170
$\omega_2$ , bce-rv	-108.77202	0.260125	2.306114
$\omega_2$ , fed-rnv	-30.03897	0.142110	1.165753
$\omega_2$ , fed-rv	394.99401	1.134638	-1.919902
$\omega_3$ , bce-rnv	-159.32499	0.070612	2.757737
$\omega_3$ , bce-rv	928.39764	1.286517	-0.881997
$\omega_3$ , fed-rnv	222.10508	0.371465	-0.730785
$\omega_3$ , fed-rv	-306.14650	0.104538	3.579344
Akaike info criterion	-5.5638	Log likelihood	626549.1
Schwarz criterion	-5.5628	Number of Coefs.	22

\* Note : Coefficients significatifs à 1%



Les modèles retenus sont le AR(1)-GARCH(1,1) et le AR(1)-EGARCH(1,1) avec effets des signaux de politique monétaire distinguant les signaux associés aux variations de chaque type de taux d'intérêt<sup>1</sup>. Ces modèles ont été estimés par la méthode de quasi-maximum de vraisemblance<sup>2</sup>.

En testant l'effet de persistance des signaux de politique monétaire sur la volatilité du taux de change euro-dollar, nous avons retenu une structure polynomiale d'ordre trois ( $s = 3$ ) et les coefficients  $\omega_{j,k}$  sont estimés pour les  $K$  variables de signal ( $k = 1, \dots, K$ ). Ce qui correspond à estimer une structure non linéaire contrainte à être égale à zéro à un horizon d'une heure<sup>3</sup>  $h = 12$ . Nous analysons l'effet instantané des signaux et ensuite leur persistance de court terme sur le processus de volatilité.

### 5. Effet instantané des signaux de politique monétaire :

Les résultats d'estimation montrent que le modèle AR(1)-GARCH(1,1) comprenant l'ensemble des signaux de politique monétaire (colonne 1 du tableau 2), permet de dégager une forte persistance de la volatilité, étant donné que les paramètres de la variance  $\alpha_1$  et  $\beta_1$  sont fortement significatifs. Toutefois,  $\alpha_1 + \beta_1$  n'atteignant pas l'unité en valeur absolue, nous rejetons le modèle GARCH intégré (IGARCH)<sup>4</sup>.

Les résultats du modèle AR(1)-EGARCH(1,1) sont plus rigoureux, les paramètres d'asymétrie  $\alpha_1$  et  $\alpha_2$  sont hautement significatifs, ce qui nous confirme l'aspect asymétrique des impacts des deux banques Bce et Fed. A partir des critères de Schwarz et d'Akaike nous choisissons le modèle AR(1)-EGARCH(1,1). L'estimation de  $\rho_1$  pour les deux modèles fait apparaître une corrélation négative significative sur le niveau, qui peut être due à l'effet bien connu *bid-ask-spread* de Bollerslev et Domowitz [1993] ou encore à

---

1. L'ordre des retards  $p = 1$  du processus autorégressif dans la moyenne et celui des polynômes autorégressif  $p = 1$  et moyenne mobile  $q = 1$  des modèles GARCH et EGARCH ont été sélectionnés à l'aide des critères d'Akaike et Schwarz.

2. Les paramètres estimés par la méthode de quasi-maximum de vraisemblance avec une distribution normale sont convergents. Cette méthode nous permet d'introduire des restrictions et des boucles dans la programmation des modèles.

3. Nous avons étendu l'horizon de persistance à deux heures sans avoir de résultats significatifs des paramètres estimés. De ce fait, l'effet de persistance de l'impact des signaux de politique monétaire sur la volatilité ne dépasse pas l'horizon d'une heure.

4. Une extension de ce modèle serait d'étendre le processus GARCH au modèle GARCH fractionnairement intégré (FIGARCH) développé par Baillie, Bollerslev et Mikkelsen [1996] pour modéliser cette dépendance temporelle de long terme dans le processus de volatilité conditionnelle (voir aussi, Tse [1998], Beine, Bénassy-Quéré et Lecourt [1999], Boubel, Dauchy et Lecourt [2001]).

l'hétérogénéité des agents qui ont des besoins en portefeuille différents ( voir DeGennaro et Shrieves [1997] ).

L'analyse de ces résultats nous a conduit à distinguer, en premier lieu, les signaux envoyés lors des réunions du Conseil de la Bce qui annoncent une variation de taux d'intérêt ( variable *bce-rv* ) et ceux n'annonçant pas de variation de taux d'intérêt ( variable *bce-rnv* ). En second lieu, les signaux envoyés lors des réunions du FOMC qui annoncent une variation de taux d'intérêt (variable *fed-rv*) et ceux n'annonçant pas de variation de taux d'intérêt ( variable *fed-rnv* ).

Les résultats d'estimation du modèle AR(1)-GARCH(1,1) révèlent que tous les chocs instantanés des différents signaux sont significatifs au seuil de 1%<sup>1</sup>, et négatifs avec un effet instantané inverse sur la volatilité. En ce qui concerne les variables annonçant un changement au niveau du taux d'intérêt, la variable représentant les signaux des réunions du Conseil de la Bce ( variable *bce-rv* ) ( colonne 1 du tableau 2 ) est négative au temps  $t$  et significative à 1%, et celle représentant les signaux des réunions du FOMC ( variable *fed-rv* ) est négative et nettement significative à 1%. Concernant les variables des signaux n'annonçant pas de changement du taux d'intérêt ( variables *bce-rnv* et *fed-rnv* ), elles n'ont pas été anticipées par le marché, sont significatives et ont un impact négatif significatif sur la volatilité du taux de change.

Les résultats du modèle AR(1)-EGARCH(1,1) nous permettent de mieux distinguer l'effet instantané des différents signaux des deux banques centrales. Tous les coefficients des chocs instantanés sont fortement significatifs à 1%. En ce qui concerne les variables annonçant un changement au niveau du taux d'intérêt, la variable représentant les signaux des réunions du Conseil de la Bce ( variable *bce-rv* ) ( colonne 1 du tableau 3 ) est positive au temps  $t$ , significative à 1%, et induit une hausse de la volatilité. Celle représentant les signaux des réunions du FOMC ( variable *fed-rv* ) est négative et nettement significative à 1% avec un effet instantané inverse sur la volatilité. Ainsi, l'effet déstabilisant sur la volatilité de la variation du taux d'intérêt a pour effet d'accroître l'incertitude sur le marché et, par conséquent, provoque une révision des anticipations des agents et donc une révision de leur portefeuille, ce qui génère de la volatilité. Par contre, les variables des signaux n'annonçant pas de changement du taux d'intérêt ( variables *bce-rnv* et *fed-rnv* ) sont positives et provoquent une hausse significative de la volatilité.

Comment interpréter l'effet instantané des signaux des réunions du FOMC et du Conseil de la Bce sur la volatilité du taux de change euro-dollar ?

---

1. Nous trouvons plus judicieux de retenir une significativité à un seuil de 1%, malgré le nombre très élevé d'observations.

Selon les résultats du modèle AR(1)-EGARCH(1,1), les signaux relevant des réunions du FOMC annonçant un changement du taux d'intérêt ont un effet stabilisateur sur la volatilité, ce qui signifie que les informations de politique monétaire perçues à l'annonce des résultats des réunions du FOMC ont eu tendance à calmer le marché. Plusieurs explications possibles peuvent être avancées pour interpréter ce résultat : cet effet stabilisateur peut, en effet, être dû à une réduction temporaire de l'asymétrie d'information ou simplement à un temps mort du marché qui essaye de juger le signal. Il convient, toutefois, de souligner que l'effet stabilisateur du signal est de forte ampleur ( $\hat{\omega}_{0, fed-rv} = -1.368708$ ).

Par contre, les signaux de politique monétaire ressortant des réunions du Conseil des gouverneurs de la Bce annonçant un changement du taux d'intérêt, exercent un effet déstabilisant sur la volatilité qui est de faible ampleur ( $\hat{\omega}_{0, bce-rv} = 0.100401$ ). Ce résultat qui s'écarte de l'objectif de la Banque centrale européenne est, principalement, inhérent à la période d'échantillonnage qui correspond à celle au cours de laquelle l'euro a été utilisé pour la première fois comme monnaie de paiement mondiale. En effet, la Bce avait envisagé de mener une politique monétaire visant à stabiliser le marché de change européen dès janvier 2002, en collaborant avec d'autres Banques centrales extra-européennes. Il apparaît, dès lors, évident que les signaux envoyés à l'issue des réunions du Conseil des gouverneurs de la Bce ont eu un impact plus important sur la volatilité du taux de change euro-dollar que ceux de la Fed sur cette période. La politique monétaire rigoureuse menée par la Bce au cours de la période en question ne semble donc pas avoir parfaitement abouti aux résultats escomptés en la matière, puisque ses interventions ont influencé le marché Forex. D'autre part, la Bce avait projeté de protéger l'euro au début de son existence d'une éventuelle appréciation vis à vis du dollar américain, craignant un ralentissement de son internationalisation et par suite un affaiblissement face au dollar au niveau des parts des utilisations internationales. Ainsi, la principale cause envisageable de cette situation peut être liée à l'héritage de la politique monétaire de la Bundesbank acquise par la Bce<sup>1</sup>.

## **6. Persistance de court terme des signaux :**

La persistance des signaux de politique monétaire durant l'heure qui suit leur révélation au marché a été testée à l'aide des coefficients du polynôme d'ordre

---

1. Boubel, Laurent et Lecourt [2001] ont montré que l'impact des interventions de la Bundesbank sur le taux de change Deutsche mark-dollar a été plus important que celui de la Fed.

trois  $\omega_{j,k}$ . La structure non linéaire estimée pour tester cette persistance a permis de dégager des résultats relativement éclairant :

- Sur le modèle AR(1)-GARCH(1,1), il apparaît que les coefficients du polynôme sont tous significatifs pour la variable de signal sans variation du taux d'intérêt issu des réunions du Conseil de la Bce. Les autres variables ne possèdent pas de tendance persistante dans l'heure qui suit l'impact instantané.
- L'effet négatif immédiat du signal sans variation du taux d'intérêt envoyé à l'issue des réunions du Conseil de la Bce diminue linéairement pour devenir positif après 5 minutes en induisant une hausse significative de la volatilité. Cet impact positif décroissant sur la volatilité est suivi ensuite d'un effet négatif, témoignant du fait que les agents ont bien incorporé l'information de politique monétaire dans leurs anticipations. Ils vont alors échanger pour atteindre leurs objectifs, ce qui entraîne une résurgence de la volatilité qui s'estompe complètement au bout de 40 minutes<sup>1</sup>.
- Le modèle AR(1)-EGARCH(1,1) fait ressortir deux variables significatives. Les signaux sans variation du taux d'intérêt qui ressortent des réunions du Conseil de la Bce décroissent non linéairement, induisant une hausse significative immédiate de la volatilité qui s'estompe dans la demie heure qui suit leur envoi.
- La persistance des signaux avec variation du taux d'intérêt envoyés à l'issue des réunions du FOMC est moins accentuée que pour la Bce. L'effet négatif immédiat de ces signaux sur la volatilité décroît linéairement pour devenir ensuite positif, et semble résorbé après 10 minutes. Ceci est dû au fait que les agents accélèrent le rythme de leurs spéculations dans le but d'éviter les mauvaises surprises.

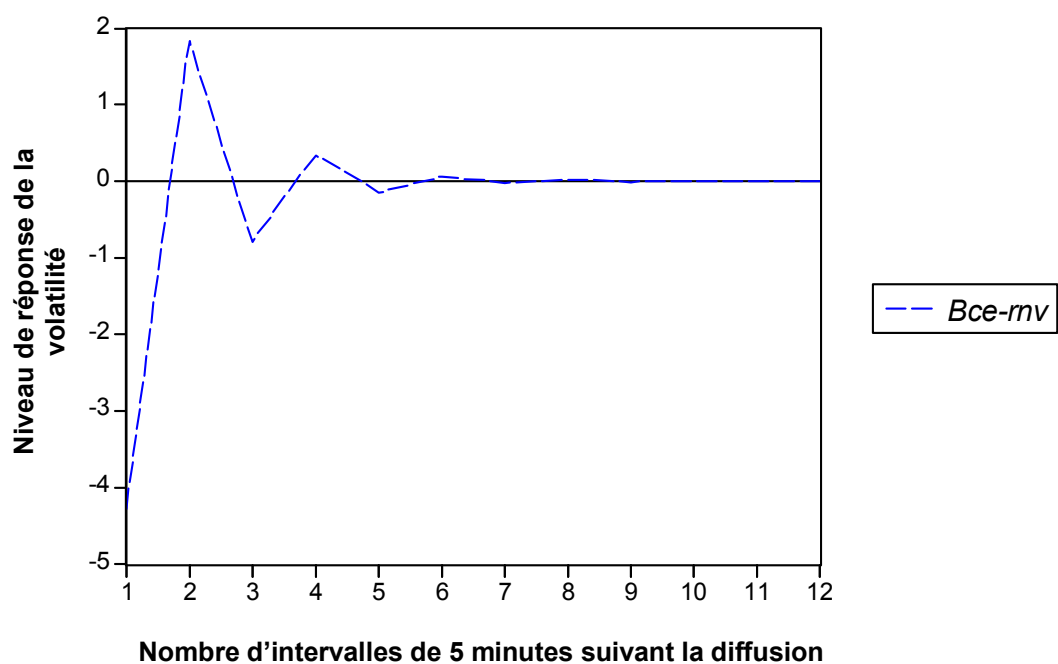
Le graphique 1 représente la persistance des signaux qui ressortent des réunions du Conseil de la Bce ( variable *bce-rnv* du modèle AR(1)-GARCH(1,1)).

Les graphiques 2 et 3 permettent de visualiser distinctement la persistance des signaux envoyés à la suite des réunions du Conseil de la Bce ( variable *bce-rnv* du modèle AR(1)-EGARCH(1,1)) et ceux du FOMC ( variable *fed-rv* du modèle AR(1)-EGARCH(1,1)). La dynamique impliquée par ces signaux est pratiquement inversée, bien que l'ampleur de la persistance soit moins importante.

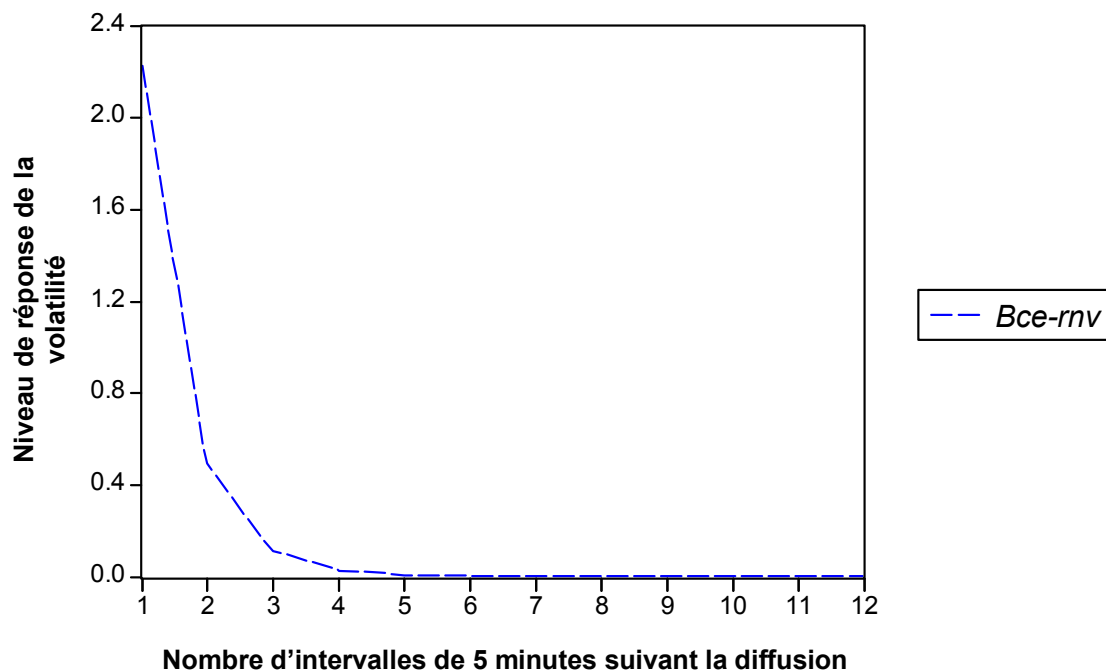
---

1. Plusieurs horizons ( en particulier, un horizon de deux heures ) de persistance des signaux ont été envisagés et tous les résultats témoignent de la même structure de persistance.

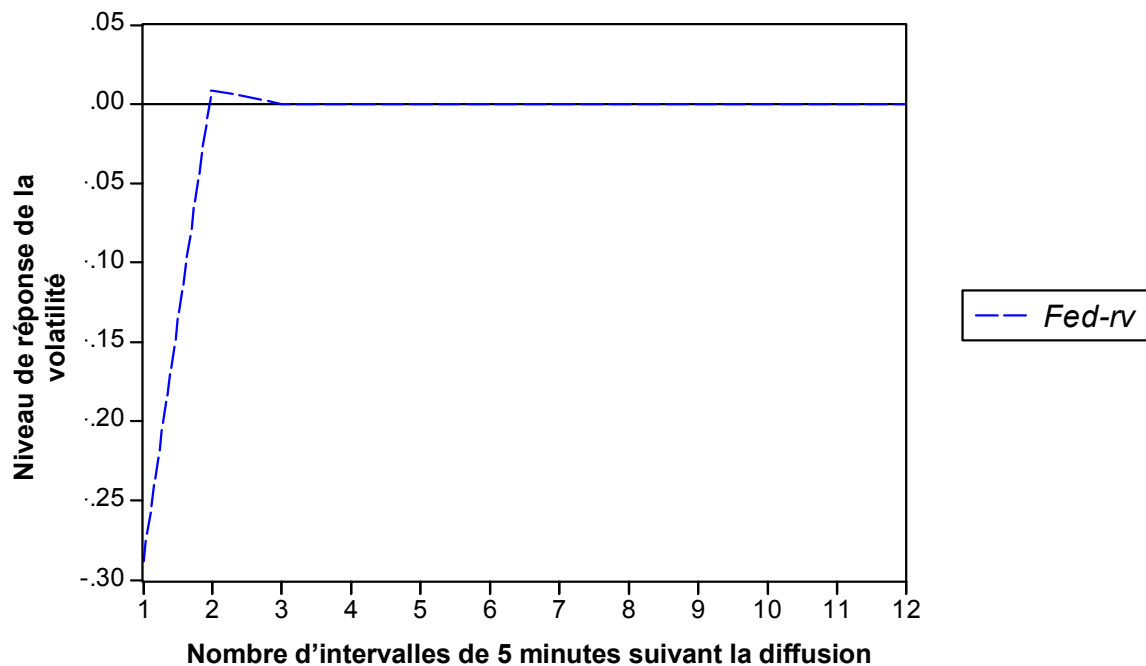
**Graphique 1. Persistance des signaux des réunions du Conseil de la Bce n'annonçant pas de variation de taux d'intérêt (AR(1)-GARCH(1,1))**



**Graphique 2. Persistance des signaux des réunions de la Bce n'annonçant pas une variation de taux d'intérêt (AR(1)-EGARCH(1,1))**



**Graphique 3. Persistance des signaux des réunions du FOMC annonçant une variation de taux d'intérêt (AR(1)-EGARCH(1,1))**



## 7. CONCLUSION :

Le but de cet article est d'améliorer notre compréhension du rapport entre les arrivées des *news* et la volatilité intrajournalière du taux de change en utilisant deux modèles ayant des capacités de prédiction différentes.

En effet, l'utilisation de données à très haute fréquence nous a permis d'estimer l'impact des signaux de politique monétaire de la Bce et de la Fed sur la volatilité des rendements du taux euro-dollar ajustés de l'effet de saisonnalité. Les résultats d'estimation basés sur les deux modèles GARCH et EGARCH font apparaître que les signaux de politique monétaire ressortant des réunions officielles du Conseil de la Bce et du FOMC et n'annonçant pas un changement au niveau de leurs taux d'intérêt cible ont un impact significatif sur la volatilité du taux de change. Par contre, les signaux annonçant un changement du taux d'intérêt, qui sont révélés au marché à l'issue des réunions du FOMC, influencent la volatilité seulement à travers le modèle EGARCH. D'autre part, il apparaît que les signaux annonçant les résultats des réunions du Conseil de la Bce ont une plus forte influence sur la volatilité que ceux du FOMC, ce qui

peut s'expliquer par l'importance majeure pour les participants du marché Forex des décisions de la Bce en matière de politique monétaire lors du début du lancement de l'euro en tant que monnaie de paiement en Europe.

En outre, il est possible de conclure que le modèle AR(1)-EGARCH(1,1) est plus performant au niveau de la robustesse des coefficients estimés que le modèle AR(1)-GARCH(1,1), en raison du fait qu'il prend en compte l'effet d'asymétrie de l'information ainsi que la différence entre les différents signaux. Toutefois, la dynamique de ces signaux est entièrement différente : les signaux n'annonçant pas un changement du taux d'intérêt issus des réunions du Conseil de la Bce impliquent une hausse instantanée de la volatilité qui s'estompe au bout de quarante minutes, par contre les signaux issus des réunions du FOMC avec variation de taux d'intérêt entraînent une baisse immédiate de faible ampleur de la volatilité.

## ***RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES***

Andersen T. Bollerslev T. (1997), “ *Intraday Periodicity and Volatility Persistence in Financial Market* ”, Journal of Empirical Finance, 4, pp. 115-158.

Andersen T. Bollerslev T. (1998), “ *DM-Dollar Volatility : Intraday Activity Patterns, Macroeconomic Announcements, and Longer Run Dependencies* ”, The Journal Of Finance, 53, N° 1, pp. 219-265.

Andersen T. Bollerslev T. Diebold F.X. Vega C. (2003), “ *Micro Effects of Macro Announcements: Real-Time Price Discovery in Foreign Exchange* ”, The American Economic Review, Vol. 93, N° 1, pp. 38-62

Baillie R.T. Bollerslev T. et Mikkelsen H.O. (1996), “ *Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* ”, Journal of Econometrics, 74, pp. 3-30.

Balgliano F. Favero C. (1999), “ *Information from financial markets and VAR measures of monetary policy* ”, European Economic Review, 43, pp. 825-837.

Beine M. Bénassy-Quéré A. et Lecourt C. (1999), « *The Impact of Foreign Exchange Interventions : New Evidence from FIGARCH Estimations* », CEPII, document de travail N° 99-14.

Beine M. Bénassy-Quéré A. Dauchy E. et MacDonald R. (2002), “ *The Impact of Central Bank Intervention on Exchange-Rate Forecast Heterogeneity* ”, CEPII, Working Paper N° 02-04.

Beine M. Laurent S. et Palm F. (2003), « *Central Bank Forex interventions Assessed Using Realized Moments* », submitted, Meteor Research Paper 03/043, Maastricht University.

Bollerslev T. Domowitz I. (1993), “ *Trading Patterns and Prices in the Interbank Foreign Exchange Market* ”, The Journal of Finance, 48, pp. 1421-1443.

Bollerslev T. Ghysels E. (1996), “ *Periodic Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* ”, Journal of Business and Economic Statistics, 14, pp. 139-152.

Boubel A. Dauchy E. et Lecourt C. (2001), “ *How do non anticipated E.C.B. and FED actions affect the EUR/USD Dynamics* ”, Papier présenté à l’Association Française de Finance, Juin, Namur (Belgique).

Boubel A. Laurent S. et Lecourt C. (2001), « *L’impact des signaux de politique monétaire sur la volatilité intrajournalière du taux de change Deutsche Mark-dollar* », Revue économique, 52, N° 2, pp. 353-370.

Chang Y. Taylor S.J. (1998), “ *Intraday Effects of Foreign Exchange Intervention by the Bank of Japan* ”, Journal of International Money and Finance, 17, 191-210.

Dacorogna M. Müller U. Nagler R. Pictet O. (1993), “ *A Geographical Model for the Daily and Weekly Seasonal Volatility in the Foreign Exchange Market* ”, Journal of International Money and Finance, 12, pp. 413-438.

DeGennaro R.P. Shrieves R.E. (1997), “ *Public Information Release, Private Information Arrival and Volatility in the Foreign Exchange Market* ”, Journal of Empirical Finance, 4, pp. 295-315.

Dominguez, K. Frankel F. (1993a), “ *Does Foreign Exchange Intervention Matter ? The Portfolio Effect* ” American Economic Review, 83, pp. 1356-69.

Dominguez, K. Frankel F. (1993b), “ *Does Foreign Exchange Intervention Work?* ” Institute for International Economics, Washington, D.C.



- Dominguez K.M. (1998), “ *Central Bank Intervention and Exchange Rate Volatility* ”, Journal of International Money and Finance, 17, pp. 161-190.
- Dominguez K.M. (2003), “ *When Do Central Bank Interventions Influence Intra-Daily and Longer-Term Exchange Rate Movements?* ”, NBER Working Paper, N° 9875.
- Dominguez, K. M. (2003), “ *The market microstructure of central bank intervention* ”, Journal of International Economics 59(1), pp. 25-45.
- Drost F.C. Nijman T.E. (1993), “ *Temporal Aggregation of GARCH processes* ”, Econometrica, 61, pp. 909-927.
- Eichenbaum M. Evans C. (1995), “ *Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates* ”, Quarterly Journal of Economics, 110, N° 4, pp. 975- 1009.
- Faust. J. Rogers J.H. (2002), “ *Monetary Policy’s Role in Exchange Rate Behavior* ” , Journal of Monetary Economics, 50, pp. 1403-1424.
- Frankel J. Rose A. (1995), “ *Empirical Research on Nominal Exchange Rates* ”, dans Handbook of International Economics, 3, pp. 1689-1729.
- Lecourt C. Raymond- Feingold H. (2003), “ *Central Bank Interventions in the light of Survey Results* ”, FUNDP Working Paper.
- Martens M. Chang Y. et Taylor S.J. (2002), “ *A Comparison of Seasonal Adjustment Methods When Forecasting Intraday Volatility* ”, The Journal of Financial Research, 24, N° 2, pp. 283-299.
- Moschitz J. (2004), “*Monetary Policy Implementation and Volatility in the Euro Area Money Market* ”, Money Macro and Finance Research Group (MMF), Conference 2004.
- Müller U. Dacorogna M. Olsen R. Pictet O. Schwarz M. Morgenegg C. (1990), “ *Statistical Study of Foreign Exchange Rates, Empirical Evidence of a Price Change Scaling Law, and Intraday Analysis* ”, Journal of Banking and Finance, 14, pp. 1189-1208.
- MUSSA M. (1981), “ *The Role of Official Intervention* ”, Group of Thirty Occasional Papers, 6, Group of Thirty, New York.

Nelson D.B. (1990), « *ARCH models as diffusions approximations* », Journal of Econometrics, 45, pp. 7-38.

Nelson D.B. (1991), “*Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns : A New Approach*” Econometrica, 59, pp. 347-370.

Taylor S.J. Xu X. (1995), “ *The Incremental Volatility Information in One Million Foreign Exchange Quotations* ”, Journal of Empirical Finance, 4, pp. 317-340.

Tse Y.K. (1998), “ *The Conditional Heteroscedasticity of the Yen-Dollar Exchange Rates* ”, 13, pp.49-56.